

Effet de l'obligation de publier les honoraires d'audit sur les honoraires des exercices ultérieurs : Le cas français ^(*)

Impact of the Public Fee Disclosure Requirement on Subsequent Period Fees: France Evidence

Adel CHOUAYA

Doctorant au CREFIGE – Université Paris-Dauphine

Enseignant à la Faculté des Sciences Juridiques, Economiques et de Gestion de Jendouba – Tunisie

chouayaadel@yahoo.com

Résumé

Cette étude examine l'impact de la divulgation publique des honoraires d'audit, exigée par COB, sur l'évaluation des honoraires d'audit des périodes suivantes.

Notre modèle théorique prévoit que la publication des honoraires conduira à l'amélioration de la précision et à la réduction de la dispersion (variance plus réduite) des honoraires des périodes suivantes.

En utilisant les montants des honoraires relatifs aux deux premières années de publication (2002 et 2003), nous trouvons des variances des honoraires d'audit sensiblement plus réduites pour 2003 par rapport à 2002.

Globalement, l'étude montre que la publication des honoraires d'audit a amélioré la précision de la tarification des services d'audit.

Mots clés

Audit, honoraires d'audit, divulgation, réglementation.

Abstract

This study investigates the impact of the COB's mandated public disclosure of audit fees on subsequent period audit pricing.

Our theoretical model predicts that the public disclosure of fees will lead to greater precision and reduced dispersion (less variance) in subsequent period fees.

Using the new fee disclosures in the first two disclosure years (2002 and 2003), we find significantly smaller variances in audit fees as predicted for 2003 relative to 2002.

In sum, the evidence indicates that public disclosure has improved the precision of audit pricing.

Key words

Audit, audit fees, disclosure, regulation.

* Ce travail de recherche fait partie de la thèse de doctorat que je prépare sous la direction du Professeur Jean-François CASTA. Je tiens à remercier mon directeur de recherche pour ses directives et ses recommandations qui m'ont permis d'améliorer la qualité de ce travail.

Introduction

Les scandales financiers qui ont secoué le monde des affaires sur le plan international (Enron WorldCom, Xeron, Vivendi Universal, Parmalat...) ont amené les législateurs à mettre en place des réglementations plus exigeantes. C'est en ce sens que la loi Sarbanes-Oxley a vu le jour aux Etats-Unis. Elle a été complétée par tout un corpus de règlements de la *Securities and Exchange Commission* (SEC), l'organisme de régulation des bourses américaines. Dans cette perspective, la SEC a émis en novembre 2000 de nouvelles recommandations en matière d'indépendance des auditeurs externes. Elle a exigé des sociétés cotées de publier dans leurs rapports annuels les montants des honoraires versés aux auditeurs aussi bien pour les missions d'audit légal que pour les missions accessoires.

En France, la Commission des Opérations de Bourse (COB)¹ a instauré la même obligation en 2002 en exigeant la publication des montants des honoraires des commissaires aux comptes dans tous les documents de référence et/ou prospectus déposés ou enregistrés à compter du 1^{er} janvier 2003. Ensuite, la Loi de Sécurité Financière (LSF)² a exigé de toutes les sociétés de mettre l'information sur le montant des honoraires versés à chacun des commissaires aux comptes à la disposition des associés et actionnaires. Enfin, la Directive européenne 2006/43/CE instaure l'obligation de publier les montants des honoraires au sein de l'annexe aux comptes sociaux et consolidés.

Le principal objectif de l'instauration de l'obligation de publier les honoraires d'audit est de donner aux investisseurs un aperçu sur l'importance de la relation entre la société et ses commissaires aux comptes. En effet, les législateurs ont constaté que les « prestations accessoires » gagnaient de plus en plus en magnitude ce qui risquait de mettre en péril l'indépendance des contrôleurs légaux des comptes.

Dans cet ordre d'idées, plusieurs chercheurs ont profité de la disponibilité des montants des honoraires d'audit pour étudier l'impact potentiel des prestations accessoires sur l'indépendance des commissaires aux comptes (Frankel et al. 2002 ; DeFond et al. 2002 ; Reynolds et al. 2004, Hay et al. 2006 ; Ruddock et al. 2006). Cependant, peu d'études se sont intéressées à l'impact de l'obligation de divulguer les honoraires d'audit sur les montants de ces honoraires pour les exercices suivants (citons principalement l'étude de Francis et Wang 2005).

La publication des montants des honoraires d'audit en vertu des textes réglementaires ci-dessus mentionnés a permis de mettre en exergue l'étendue des services fournis par les

commissaires aux comptes à leurs clients. Par ailleurs, nous considérons que la conséquence la plus importante et la plus durable de cette nouvelle réglementation est l'amélioration de la précision de la tarification des services d'audit. Il peut y avoir aussi des effets positifs sur l'efficacité du marché d'audit tel que nous l'exposerons ultérieurement.

La question de recherche examinée dans cette étude est la suivante : comment la publication des honoraires d'audit, rendue obligatoire en vertu d'un règlement de la COB, a affecté l'évaluation ultérieure de ces honoraires ? Spécifiquement, nous étudions empiriquement comment la divulgation des honoraires d'audit a affecté la variance des honoraires relatifs aux périodes subséquentes. Nous présentons dans la première section le cadre théorique de notre étude. La deuxième section est consacrée à la formulation de nos modèles empiriques. Les résultats de notre étude empirique seront étayés dans la troisième section.

I. Cadre théorique de la recherche

1.1. Modèle général de la divulgation d'information

Cette étude est fondée sur le modèle défini par Francis et Wang (2005) qui est adapté du modèle général de divulgation d'informations proposé par Verrecchia (2001).

La publication des honoraires d'audit dans les documents de référence des sociétés cotées apporte une information utile aussi bien pour les cabinets d'audit que pour leurs clients. Elle permet de connaître les niveaux des honoraires d'audit des autres sociétés cotées sur les marchés financiers. Verrecchia (2001) a développé un modèle qui montre que la divulgation d'une nouvelle information aux acteurs sur un marché réduira la dispersion des prix sur ce marché. En effet, il propose un argument général en vertu duquel la divulgation d'informations réduit l'asymétrie d'information entre les acteurs sur le marché ce qui permet d'améliorer la précision des évaluations. Par analogie, Francis et Wang (2005) prévoient que la variance statistique des honoraires d'audit dans les années ultérieures sera moins élevée que celle de la première année, ce qui implique une meilleure précision des évaluations des honoraires.

Supposons qu'il y a deux périodes t et $t+1$ avec t est la période avant la publication des honoraires d'audit et $t+1$ est la période après cette publication. Supposons que l'information relative aux honoraires d'audit avant sa divulgation publique n'est connue que par le couple « commissaire aux comptes – client ».

Notons h l'information publiée des honoraires d'audit effectifs de la période t , où $h = \bar{h} + e$ et e suit une loi normale avec une moyenne nulle et une variance δ^2 . Le terme \bar{h} est le montant prévu (mais inconnu) des honoraires de la période t . Conformément au cadre conceptuel développé par Verrecchia (2001), l'effet de la publication des honoraires sur les variations des honoraires de la période suivante $t+1$ peut être défini par la fonction suivante :

$$P_{t+1} - P_t = \alpha + \beta (h - \bar{h}) + \gamma X + \varepsilon \quad (1)$$

où P_{t+1} et P_t sont les prix d'audit pour les périodes $t+1$ et t respectivement. Les paramètres α , β et γ sont des coefficients et ε est le terme d'erreur. Rappelons que le terme h est le montant des honoraires en t publié en $t+1$ et \bar{h} le montant prévu des honoraires d'audit en t au moment de la publication. Par conséquent, le terme $(h - \bar{h})$ reproduit l'information « surprise » de la publication des honoraires et le paramètre β est appelé le « coefficient de réponse de la divulgation³ » (Verrecchia, 2001). Si l'information surprise a un effet sur les honoraires des périodes ultérieures, nous prévoyons que β soit significativement différent de zéro. Par ailleurs, X est un vecteur d'autres variables qui expliquent les changements systématiques des honoraires en $t+1$ par rapport à t .

1.2. Application du modèle de divulgation d'information au marché d'audit

Le marché d'audit est considéré comme un marché oligopolistique avec une concurrence imparfaite (Chan 1999 ; Hackenbrack et Hogan 2005). Ces chercheurs affirment que le marché d'audit est imparfait car les commissaires aux comptes détiennent un ascendant économique sur leurs clients en matière de fixation des honoraires d'audit. Avant l'exercice 2002, ni les commissaires aux comptes en France, ni leurs clients n'étaient tenus de communiquer publiquement les honoraires d'audit. Il était ainsi difficile et coûteux d'accéder à ces données. Ce manque d'information pourrait être à l'origine des inefficacités en matière d'évaluation des honoraires d'audit et il pourrait même contribuer à l'instauration d'un marché d'audit oligopolistique caractérisé par une concurrence imparfaite.

Cependant, une fois que les honoraires d'audit sont devenus publiquement disponibles, aussi bien les commissaires aux comptes que leurs clients sont devenus désormais à même de comparer leurs honoraires à ceux des missions d'audit similaires. Par conséquent, ils peuvent renégocier les honoraires d'audit à la lumière de cette nouvelle information publiée dans les documents de référence exigés par la COB.

Aux termes de l'équation (1), si un client estime qu'il payait des honoraires d'audit pour t supérieurs à ce qu'il devrait payer (comparativement aux honoraires versés par d'autres

sociétés pour des missions d'audit similaires), ainsi $h - \bar{h} > 0$, il va négocier des honoraires d'audit moins élevés pour la période suivante $t+1$, en supposant qu'il a un pouvoir de négociation avec son commissaire aux comptes. Dans ce cas, il est attendu que $P_{t+1} - P_t < 0$, *ceteris paribus*. De l'autre côté, si un commissaire aux comptes pense qu'il a facturé à son client des honoraires d'audit trop faibles en t (comparativement à des missions d'audit similaires menées par ses confrères), ainsi $h - \bar{h} < 0$, il va alors exiger des honoraires d'audit plus élevés pour la période suivante $t+1$.

Bien que le client puisse résister à une hausse des honoraires d'audit, Francis et Wang (2005) avancent deux arguments qui laissent présager que le client accepte une telle majoration. D'une part, comme nous l'avons souligné ci-dessus, les commissaires aux comptes jouissent d'un pouvoir de négociation lors de la fixation des honoraires d'audit à cause de l'hétérogénéité de l'offre et de la demande. D'autre part, le client peut craindre que les investisseurs interprètent des honoraires d'audit trop faibles comme un signal d'un audit de mauvaise qualité (et donc, des informations comptables de mauvaise qualité). Le client acceptera alors de payer des honoraires plus élevés pour donner un signal que son audit est de bonne qualité (Dye, 1991). Par conséquent, si les honoraires d'audit relatifs à la période t s'avèrent anormalement faibles, le commissaire aux comptes est susceptible d'augmenter ses honoraires pour la période $t+1$ ce qui implique $P_{t+1} - P_t > 0$, *ceteris paribus*.

Dans les deux scénarios, nous nous attendons à ce que le commissaire aux comptes et le client vont mutuellement reconnaître la nécessité d'ajuster les honoraires. Le coefficient β pour le terme $(h - \bar{h})$ dans l'équation (1) devrait être négatif ce qui implique l'existence d'une relation inverse entre les honoraires d'audit « surprise » $(h - \bar{h})$ de la période t et la variation des honoraires d'audit $(P_{t+1} - P_t)$ dans la période suivante $t+1$. Cependant, l'étendue des pouvoirs de négociation des commissaires aux comptes et des clients peut affecter le résultat du processus d'ajustement des honoraires. Il faudra alors en tenir compte dans le modèle de recherche.

Un second modèle est alors testé, dans lequel la variable *POS* est définie comme variable dichotomique qui prend la valeur 1 en cas d'honoraires « surprise » positifs $(h - \bar{h} \geq 0)$ et 0 autrement. De même, la variable *NEG* est définie comme variable dichotomique qui prend la valeur 1 en cas d'honoraires « surprise » négatifs $(h - \bar{h} < 0)$ et 0 autrement. Le second modèle étend l'équation (1) comme suit :

$$P_{t+1} - P_t = \alpha + \beta_1 (h - \bar{h}) * POS + \beta_2 (h - \bar{h}) * NEG + \gamma X + \varepsilon \quad (2)$$

Le coefficient β_1 illustre la relation entre les variations des honoraires d'audit en $t+1$ par rapport à t pour les sociétés ayant des honoraires d'audit inopinément élevés en t (c'est-à-dire les sociétés ayant des honoraires « surprise » positifs, donc $POS=1$). Comme précisé plus haut, nous escomptons que la relation soit négative ($\beta_1 < 0$) ce qui signifie que les honoraires en $t+1$ seront moins élevés pour les sociétés ayant des honoraires inopinément élevés en t . L'effet des honoraires « surprise » négatifs est mesuré par β_2 . Nous prévoyons que $\beta_2 < 0$, ce qui signifie que les honoraires en $t+1$ seront plus élevés pour les sociétés ayant des honoraires inopinément bas en t .

Le but de l'équation (2) est de refléter la possibilité que le marché ajuste différemment les honoraires d'audit. Particulièrement, il se peut que la diminution des honoraires d'audit en $t+1$ suite à des « honoraires inopinément positifs » en t soit plus facile que l'augmentation des honoraires d'audit en $t+1$ suite à des « honoraires inopinément négatifs » en t . En d'autres termes, l'équation (2) permet de tester implicitement s'il existe un pouvoir de négociation différencié dans la relation « commissaire aux comptes – client ». Si les honoraires s'ajustent plus facilement à la baisse qu'à la hausse, alors les clients jouissent d'un meilleur pouvoir de négociation, alors que si l'ajustement des honoraires à la hausse est plus facile, le pouvoir de négociation des commissaires aux comptes est meilleur. Enfin, si les deux effets existent conjointement, et avec des magnitudes comparables ($\beta_1 = \beta_2$), alors ni le commissaire aux comptes ni le client n'a un pouvoir de négociation supérieur.

II. Recherche empirique

2.1 Modèles de recherche empirique

Afin de tester les équations (1) et (2) pour le marché d'audit, nous devons estimer un modèle de régression des honoraires d'audit. Les recherches portant sur les déterminants des honoraires d'audit sont abondantes. Hay et al. (2006) ont publié une méta-analyse sur le sujet couvrant la majorité des recherches sur le sujet⁴. Le modèle théorique proposé par Simunic (1980) et repris par la quasi-totalité des recherches identifie 3 déterminants fondamentaux des honoraires d'audit à savoir la taille de la société cliente, sa complexité et son risque. Les recherches antérieures ont proposé toute une panoplie de mesures ou « *proxies* » de ces variables. Au fil des années, le modèle a été enrichi en intégrant de plus en plus de variables susceptibles de mieux expliciter la détermination des honoraires d'audit (contrôle interne, gouvernement d'entreprise, prestations accessoires, etc.). Dans notre étude, nous reprenons le

modèle de détermination des honoraires d’audit et nous intégrons les variables dont la signification a été confirmée par la plupart des recherches antérieures.

Cependant, au lieu de retenir une seule mesure pour chaque variable dont la validé peut être remise en cause, nous avons opté pour l’analyse en composantes principale (ACP) qui permettra de regrouper plusieurs mesures pour chaque variable (voir la section suivante). Outre les facteurs dégagés de l’ACP, nous ajoutons au modèle d’autres variables que nous jugeons intéressantes et adaptées au contexte français. En définitive, nous retenons le modèle de détermination des honoraires d’audit suivant :

$$\text{LHA} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{Taille} + \lambda_2 \text{Complex} + \lambda_3 \text{RisqFin} + \lambda_4 \text{Litig} + \lambda_5 \text{RentFin} + \lambda_6 \text{MtoB} + \lambda_7 \text{Disp} + \lambda_8 \text{Sect} + \lambda_9 \text{Bours} + \lambda_{10} \text{ComAud} + \lambda_{11} \text{Dual} + \lambda_{12} \text{Dec} + \lambda_{13} \text{TIC} + \varepsilon \quad (3)$$

Avec :

- LHA : Ln des honoraires d’audit.
- Taille : Taille de la société cliente.
- Complex : Complexité de la société cliente.
- RisqFin : Risque financier de la société cliente.
- Litig : « Litigation Risk » (risque d’actions contre le commissaire aux comptes).
- RentFin : Rentabilité financière (ROE) de la société cliente = Résultat net / Capitaux propres.
- MtoB : « Market-to-Book ratio » de la société cliente = Capitalisation boursière / Capitaux propres.
- Disp : Dispersion de l’activité de la société cliente = Indice de Herfindhal.
- Sect : Nombre de secteurs d’activité de la société cliente.
- Bours : Nombre de bourses auxquelles la société cliente est cotée.
- ComAud : Existence d’un comité d’audit (1 : oui, 0 : non).
- Dual : Dualité = Séparation des fonctions de président et de directeur général (1 : oui, 0 : non).
- Dec : La société cliente clôture ses comptes le 31 décembre (1 : oui, 0 : non).
- TIC : La société cliente exerce dans le secteur des TIC (1 : oui, 0 : non).

La variable à expliquer est le logarithme du montant des honoraires d’audit (*LHA*). Il s’agit des honoraires versés aux commissaires aux comptes pour l’audit légal uniquement car le montant global des honoraires versés aux commissaires aux comptes comprend ceux versés pour les prestations accessoires dont la nature et l’étendue diffèrent d’une société à une autre. De plus, il s’agit du montant total versé à tous les commissaires aux comptes⁵. Nous nous n’intéressons donc pas dans cette étude à la répartition de ces honoraires entre les commissaires aux comptes (nous supposons dès lors que le raisonnement formulé dans la partie théorique s’applique identiquement à tous les commissaires aux comptes de la société).

Les quatre premières variables explicatives (*Taille*, *Complex*, *RisqFin*, *Litig*) résultent de l’ACP et correspondent aux variables fondamentales du modèle basique de détermination des honoraires d’audit. Nous anticipons une relation positive entre ces 4 variables et les honoraires d’audit.

Les variables *Disp* (dispersion de l'activité)⁶, *Sect* (nombre de secteurs d'activité) et *Bours* (nombre de lieux de cotation) sont des variables supplémentaires reflétant l'envergure de la société cliente. Nous anticipons donc des relations positives entre ces variables et les honoraires d'audit.

La variable *RentFin* (Rentabilité financière ou ROE) reflète la rentabilité des capitaux propres de la société cliente. Une mauvaise rentabilité, et particulièrement la réalisation d'une perte, peut augmenter le risque ce qui engendre des honoraires d'audit plus élevés. A l'opposé, le commissaire aux comptes peut profiter d'une très bonne rentabilité de son client pour facturer des honoraires élevés. Bien que les recherches antérieures aient abouti à des résultats contradictoires concernant cette variable, nous estimons que la première hypothèse est plus plausible ce qui nous amène à anticiper une relation négative entre cette variable et les honoraires d'audit.

La variable *MtoB* (*Market-to-book ratio*) reflète les opportunités de croissance de la société cliente. La littérature sur la gestion de résultat nous apprend que les sociétés à fortes opportunités de croissance (*MtoB* élevé) se caractérisent par une forte asymétrie informationnelle ce qui augmente la probabilité d'une gestion de résultat difficilement perceptible. Les commissaires aux comptes sont alors amenés à réaliser des contrôles plus scrupuleux nécessitant plus d'expertise et de vigilance. Une relation positive est alors anticipée entre cette variable et les honoraires d'audit.

Dans le même ordre d'idées, les sociétés exerçant dans le secteur des technologies de l'information et des télécommunications (TIC) profitent généralement de fortes opportunités de croissance (ça a été manifestement le cas lors du « boom technologique » du début de ce millénaire) (Gonthier et Schatt, 2005). De plus, ces entreprises se caractérisent par une forte technicité ce qui signifie plus de complexité (justifiant plus d'investigations, le recours à des experts en audit informatique, etc.). Tous ces arguments nous amènent à anticiper une relation positive entre la variable *TIC* et le montant des honoraires d'audit.

ComAud (comité d'audit) et *Dual* (dualité) sont deux variables illustrant l'effet de certains mécanismes de gouvernement d'entreprise sur les honoraires d'audit. Certains chercheurs ont prévu une substitution entre l'audit externe et le comité d'audit ce qui implique une baisse des honoraires d'audit. D'autres estiment, au contraire, que le comité d'audit exigera des commissaires aux comptes de mener plus de contrôles ce qui augmentera l'étendue de la mission (d'où une augmentation des honoraires). Les résultats contradictoires

des recherches antérieures nous amènent à ne pas émettre d'hypothèse sur le sens de la relation entre l'existence d'un comité d'audit et le montant des honoraires d'audit. S'agissant de la dualité (cumul des fonctions de président et directeur général), elle est considérée comme une situation qui augmente l'enracinement du dirigeant ce qui peut porter atteinte à la bonne gouvernance de l'entreprise. Cette hypothèse laisse présager une relation positive entre la dualité et les honoraires d'audit.

Enfin, puisque la grande majorité des sociétés françaises clôturent leurs exercices comptables au 31 décembre, nous nous attendons à ce que les honoraires des commissaires aux comptes soient plus élevés durant cette période que pour le reste de l'année puisque les commissaires aux comptes peuvent être amenés à faire des heures supplémentaires. Au contraire, pour fournir du travail à leurs collaborateurs durant la période de ralentissement, les commissaires aux comptes peuvent accepter de contracter un engagement à un prix inférieur au prix normal. Nous anticipons alors une relation négative entre la variable *Dec* et les honoraires d'audit.

Nous synthétisons dans le tableau 1 les variables retenues, leurs mesures, et les hypothèses correspondantes.

Le but du modèle de la régression de l'équation (3) est d'estimer les honoraires d'audit inattendus pour la première année de publication des honoraires (2002). Les résidus de l'équation (3) sont supposés capturer l'information inattendue dans les honoraires publiés par les sociétés, $(h - \bar{h})$, c'est-à-dire la variance inexpliquée des honoraires pour l'année 2002.

Les résidus de l'équation (3), désignés *Res* dans l'équation (4) et désignés *ResPos* et *ResNeg* dans l'équation (5) sont utilisés comme des variables expérimentales dans les modèles de régression « différentiels » suivants :

$$\Delta LHA = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta Taille + \lambda_2 \Delta Complex + \lambda_3 \Delta RisqFin + \lambda_4 \Delta Litig + \lambda_5 \Delta ROE + \lambda_6 \Delta MtoB + \lambda_7 \Delta ComAud + \lambda_8 \Delta Dual + \lambda_9 Res + \varepsilon \quad (4)$$

$$\Delta LHA = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta Taille + \lambda_2 \Delta Complex + \lambda_3 \Delta RisqFin + \lambda_4 \Delta Litig + \lambda_5 \Delta RentFin + \lambda_6 \Delta MtoB + \lambda_7 \Delta ComAud + \lambda_8 \Delta Dual + \lambda_9 ResPos + \lambda_{10} ResNeg + \varepsilon \quad (5)$$

Avec :

ΔLHA : Variation de Ln honoraires d'audit entre 2003 et 2002.

$\Delta Taille$: Variation de Taille de la société cliente entre 2003 et 2002.

$\Delta Complex$: Variation de Complexité de la société cliente entre 2003 et 2002.

$\Delta RisqFin$: Variation de Risque financier de la société cliente entre 2003 et 2002.

$\Delta Litig$: Variation de « Litigation Risk » de la société cliente entre 2003 et 2002.

$\Delta Rentfin$: Variation de « Return On Equity » de la société cliente entre 2003 et 2002.

Tableau 1 : Variables, mesures et hypothèses

Variables	Significations	Mesures	Hypothèses
Taille	Taille de la société cliente.	Facteur de l'ACP comprenant le total des actifs, le chiffre d'affaires, l'effectif, les capitaux propres et la capitalisation boursière.	H1 : La taille de la société cliente influence positivement les honoraires d'audit.
Complex	Complexité de la société cliente.	Facteur de l'ACP comprenant le ratio [(stocks+créances)/total actifs], le ratio [actifs courants/total actifs] et la rotation des actifs.	H2 : La complexité de la société cliente influence positivement les honoraires d'audit.
RisqFin	Risque financier de la société cliente.	Facteur de l'ACP (avec un signe moins) comprenant la liquidité de la société et sa solvabilité.	H3 : Le risque de la société cliente influence positivement les honoraires d'audit.
Litig	« Litigation Risk » (risque d'actions contre le commissaire aux comptes).	Facteur de l'ACP comprenant le ratio [accruals totaux / total actifs] et la proportion des actionnaires minoritaires.	H4 : Le risque d'actions contre le commissaire aux comptes (<i>litigation risk</i>) influence positivement les honoraires d'audit.
RentFin	Rentabilité financière (ROE) de la société cliente.	Résultat net / Capitaux propres.	H5 : La rentabilité de la société influence négativement les honoraires d'audit.
MtoB	« Market-to-Book ratio » de la société cliente.	Capitalisation boursière / Capitaux propres.	H6 : L'opportunité de croissance de la société cliente influence positivement les honoraires d'audit.
Disp	Dispersion de l'activité de la société cliente.	Indice de Herfindhal (voir note n°5).	H7 : La dispersion de l'activité de la société cliente influence positivement les honoraires d'audit.
Sect	Nombre de secteurs d'activité de la société cliente.	Nombre de secteurs d'activité de la société cliente.	H8 : Le nombre de secteurs d'activité de la société cliente influence positivement les honoraires d'audit.
Bours	Nombre de bourses auxquelles la société cliente est cotée.	Nombre de bourses auxquelles la société cliente est cotée.	H9 : La cotation de la société cliente sur des places financières étrangères influence positivement les honoraires d'audit.
ComAud	Existence d'un comité d'audit.	Variable dichotomique : (1 : oui, 0 : non).	H10 : L'existence d'un comité d'audit dans la société cliente influence les honoraires d'audit
Dual	Dualité : cumul des fonctions de président et de directeur général.	Variable dichotomique : (1 : oui, 0 : non).	H11 : La dualité dans la société cliente influence positivement les honoraires d'audit
Dec	La société cliente clôture ses comptes le 31 décembre.	Variable dichotomique : (1 : oui, 0 : non).	H12 : La clôture de l'exercice par la société cliente au 31 décembre influence positivement les honoraires d'audit
TIC	La société cliente exerce dans le secteur des TIC.	Variable dichotomique : (1 : oui, 0 : non).	H13 : L'appartenance de la société cliente au secteur des TIC influence positivement les honoraires d'audit

$\Delta MtoB$: Variation de « Market to Book » de la société cliente entre 2003 et 2002.
 $\Delta ComAud$: Variation d'existence d'un comité d'audit entre 2003 et 2002.
 $\Delta Dual$: Variation de la dualité entre 2003 et 2002.
 Res : Résidus de la régression de l'équation (3) pour 2002.
 $ResPos$: Résidus positifs de la régression de l'équation (3) pour 2002 ($= Res$ si $Res \geq 0$; $= 0$ si $Res < 0$).
 $ResNeg$: Résidus négatifs de la régression de l'équation (3) pour 2002 ($= Res$ si $Res < 0$; $= 0$ si $Res \geq 0$).

L'équation (4) est l'analogue empirique de l'équation (1) alors que l'équation (5) est l'analogue empirique de l'équation (2). Les variables qui commencent par « Δ » mesurent la différence entre les valeurs des variables entre 2003 et 2002 (c'est-à-dire la valeur en 2003 moins la valeur en 2002). La variable Res dans l'équation (4) est équivalente à $(h - \bar{h})$ dans l'équation (1). Les variables $ResPos$ et $ResNeg$ dans l'équation (5) sont équivalentes à $(h - \bar{h}) * POS$ et $(h - \bar{h}) * NEG$ dans l'équation (2).

La variable $ResPos$ prend la valeur 0 si le résidu est négatif ($Res < 0$), sinon elle prend la valeur réelle du résidu positif. De même, la variable $ResNeg$ prend la valeur 0 si le résidu est positif ($Res \geq 0$), sinon elle prend la valeur réelle du résidu négatif. Comme nous l'avons signalé lors du développement du modèle théorique, $\lambda_9 < 0$ et $\lambda_{10} < 0$. Les magnitudes de ces coefficients peuvent être différentes s'il existe des pouvoirs de négociation différenciés entre les commissaires aux comptes et leurs clients.

2.2. Echantillon et collecte des données

Partant d'un échantillon initial de 247 sociétés constituant l'indice SBF 250, certains filtrages ont été opérés pour ne retenir que les sociétés pertinentes à notre étude.

Dans une première étape, 13 sociétés étrangères ont été éliminées car, bien qu'elles soient cotées sur le marché français, elles établissent leurs rapports annuels en appliquant les réglementations comptables de leurs pays d'origine. Certaines divergences ont été alors relevées aussi bien au niveau de la présentation des états financiers qu'au niveau des méthodes d'évaluation et de comptabilisation appliquées.

Dans une deuxième étape, 38 établissements financiers ont été éliminés. Il s'agit des banques, des assurances et des sociétés de participation. Les établissements financiers ont été éliminés dans la quasi-totalité des études antérieures car ils présentent plusieurs spécificités comptables rendant les comparaisons avec les autres sociétés difficiles, voire impossibles.

Dans une troisième étape, 6 sociétés ont été éliminées car elles ont changé leurs commissaires aux comptes. Les nouveaux commissaires aux comptes peuvent adopter des

politiques de tarification différentes de celles de leurs prédécesseurs ce qui peut engendrer un biais dans notre étude.

Dans une quatrième étape, 19 sociétés ont été éliminées faute de disponibilité de leurs rapports annuels pour l'exercice 2002 et/ou 2003. Malgré les recherches approfondies sur les sites internet desdites sociétés et sur les sites spécialisés en information financière, les rapports annuels manquants demeurent introuvables. Les sociétés en question ont été contactées directement, en vain.

Dans une dernière étape, 41 sociétés ont été éliminées faute de publication du montant des honoraires versés aux commissaires aux comptes dans leurs rapports annuels pour l'exercice 2002 et/ou 2003. En effet, malgré que toute société qui publie un document de référence ou un prospectus est tenue de divulguer le montant des honoraires d'audit, cette obligation n'a pas été respectée par certaines sociétés.

Tableau 2 : Etapes de la constitution de l'échantillon de sociétés

Etapes	Nombre des sociétés éliminées	Nombre des sociétés restantes
Echantillon initial (SBF 250)		247
Elimination des sociétés étrangères	13	234
Elimination des établissements financiers	38	196
Elimination des sociétés ayant changé leurs CAC	6	190
Elimination des sociétés faute de rapports annuels	19	171
Elimination des sociétés faute de publication des honoraires d'audit	41	130
Echantillon final		130

Les données financières ont été collectées auprès de la base de données « Compustat ». Les montants des honoraires d'audit ainsi que les valeurs de certaines variables explicatives⁷ ont été directement prélevés des documents de référence des sociétés pour les exercices 2002 et 2003.

III. Analyse des résultats

3.1. Statistiques descriptives

L'annexe A fournit les statistiques descriptives relatives aux différentes variables retenues pour 2002 et 2003. Les variables explicatives ont été réparties en deux groupes. La première partie de cette annexe présente les caractéristiques des variables brutes utilisées dans

l'analyse en composantes principales. La deuxième partie, fournit les caractéristiques des variables retenues dans les régressions (l'équation 3).

Les statistiques descriptives mettent en évidence que, pour les 130 sociétés de notre échantillon, les honoraires d'audit s'élèvent en moyenne à 3,325 millions d'euros (M€) et 3,214 M€ par société pour les exercices 2002 et 2003 respectivement. Nous constatons que les médianes des honoraires d'audit s'élèvent respectivement à 0,795 M€ et 0,892 M€ pour les exercices 2002 et 2003 ce qui montre une grande disparité entre les sociétés.

On retrouve cette disparité pratiquement pour toutes les variables de notre étude. Par exemple, les total des actifs en 2002 s'élève en moyenne à 8 034,7 M€ alors que la médiane n'est que de 1 025,7 M€. De même, Le chiffre d'affaire moyen en 2003 s'élève à 6 277,2 M€ alors que la médiane s'élève uniquement à 888,7 M€.

S'agissant de la deuxième partie des statistiques descriptives, il est intéressant de signaler que les variables issues de l'ACP (soit taille, complexité, risque financier et litigation risk) sont par construction centrés réduits (moyenne = 0 et écart-type = 1).

3.2. Analyse univariée : test de la variance

Le test de la variance consiste à tester l'égalité des variances des honoraires d'audit en 2002 et 2003. La comparaison des variances des honoraires d'audit bruts en 2002 et 2003 montre que la variance en 2003 est inférieure à la variance en 2002 (24 800 995 contre 35 602 636). De plus, la différence entre ces deux variances est statistiquement significative ($F = 1,436$, $p = 0,02$ bilatéral). Bien qu'il s'agisse d'un test univarié, ce résultat est cohérent avec notre conjecture que la divulgation des honoraires d'audit réduit l'asymétrie d'information et accroît la précision de la tarification des services d'audit pour les exercices ultérieurs ce qui conduit à la réduction progressive de la variance des honoraires.

3.3. Analyse bivariée : corrélations

La matrice des corrélations, présentée dans l'annexe B, permet de constater que la variable dépendante est positivement et significativement corrélée à la taille, au risque financier, à la cotation sur les places financières et la dispersion de l'activité. Toutes ces corrélations sont conformes à nos hypothèses. De plus, les honoraires d'audit sont positivement et significativement corrélés à l'existence d'un comité d'audit ce qui nie la substitution entre les deux mécanismes. Au contraire, le comité d'audit exige des commissaires aux comptes plus de diligences.

Par ailleurs, nous constatons que la corrélation entre la variable dépendante et le secteur des TIC est négative et significative ce qui est contraire à notre hypothèse. D'ailleurs, la variable *TIC* est négativement et significativement corrélée à la variable *RisqFin* ce qui encore plus surprenant.

Enfin, nous constatons que les corrélations entre les variables explicatives sont peu significatives ce qui permet d'avancer que nos données s'apprêtent à des régressions (risque faible de problèmes de multicollinéarité). Les analyses multivariées vont nous permettre d'approfondir notre compréhension de l'incidence des diverses variables explicatives sur les honoraires d'audit en France.

3.4. Analyses multivariées

3.4.1. Analyse en Composantes Principales

Les recherches antérieures ont généralement retenu une (voire deux) mesures pour chaque variable étudiée sans expliquer le fondement de ce choix. Par exemple, pour la variable *Taille* de la société cliente, plusieurs mesures ont été avancées (total bilan, chiffre d'affaires, effectif, capitaux propres, capitalisation boursière, etc.). Certains chercheurs estiment que le total des actifs est la meilleure mesure de la taille car l'audit porte principalement sur les composantes du patrimoine de la société (biens, créances, dettes, etc.). D'autres chercheurs affirment que le chiffre d'affaire est une meilleure mesure puisque les auditeurs s'intéressent plus aux transactions (achats, ventes, etc.).

Afin d'éviter ces choix arbitraires et discutables, nous avons fait appel à une technique statistique de plus en plus utilisée dans les recherches en gestion à savoir l'analyse en composantes principales. Il s'agit d'une technique d'analyse multivariée permettant de traiter simultanément un grand nombre de variables, dans le but de dégager des structures qui ne sont pas décelables au premier abord. Elle condense l'information, la résume en quelque sorte, pour en donner une représentation simplifiée et organisée. Un autre avantage de l'ACP est qu'elle donne des facteurs parfaitement indépendants ce qui est utile lorsque lesdits facteurs seront exploités dans d'autres analyses (telles que les régressions).

En se basant sur une revue de la littérature portant sur les déterminants des honoraires d'audit, nous avons recensé les principales variables quantitatives susceptibles d'influencer les honoraires. Après plusieurs essais, l'ultime analyse a retenu les 12 variables suivantes : *total actifs*, *chiffre d'affaires*, *effectif*, *capitaux propres*, *capitalisation boursière* (cours de l'action au 31/12 x nombre d'actions), *liquidité générale* (actifs courants / passifs courants),

solvabilité (capitaux propres / dettes totales), *stocks et créance / total actifs*, *actifs courants / total actifs*, *rotation des actifs*, *|accruals totaux| / total actifs* (accruals totaux = Résultat net - cash-flows opérationnels) et *proportion des actionnaires minoritaires* (actionnaires détenant individuellement moins de 5% du capital).

Les résultats de cette ACP sont fournis en annexe C. La précision de l'échantillonnage (indice KMO) est de l'ordre de 0,66 (acceptable car $> 0,5$) et le test de sphéricité de Bartlett est significatif au seuil de 1%. L'ACP a permis de dégager quatre facteurs qui expliquent 76% de la variance totale :

- Le premier facteur regroupe 5 variables : *total actifs*, *chiffre d'affaires*, *effectif*, *capitaux propres* et *capitalisation boursière*. Il est clair que ce facteur reflète *la taille de la société cliente*.
- Le deuxième facteur regroupe 2 variables : *liquidité* et *solvabilité*. Ce facteur reflète la « santé » financière de la société cliente. Son opposé (en multipliant par -1) reflète *le risque financier de la société cliente*.
- Le troisième facteur regroupe 3 variables : *stocks et créance / total actifs*, *actifs courants / total actifs* et *rotation des actifs*. Les stocks et les créances (et les actifs courants d'une façon plus généralement) sont considérés comme les actifs les plus difficiles à auditer. Plus leur proportion est grande, plus la mission est complexe. De plus, plus la rotation des actifs est élevée, plus il existe d'éléments et de transactions à auditer. Ces deux variables mesurent donc *la complexité de la société cliente*.
- Le quatrième facteur regroupe 2 variables : *|accruals totaux| / total actifs* et *proportion des actionnaires minoritaires*. La première variable est souvent utilisée pour mesurer l'opportunité de gestion des résultats. Plus les résultats sont manipulés, plus le commissaire aux comptes risque d'être attaqué par les parties prenantes de la société s'il ne détecte et/ou ne dévoile pas ces manipulations. Par ailleurs, plus le capital est dilué entre un grand nombre d'actionnaires, plus la responsabilité du commissaire aux comptes est élevée (il risque d'être attaqué par plus d'actionnaires). Ce facteur reflète donc *le risque des actions contre le commissaire aux comptes (litigation risk)*.

Les facteurs ainsi obtenus seront complétés par d'autres variables pour estimer les régressions des honoraires d'audit. Certaines de ces variables supplémentaires (*RentFin*, *MtoB*, *Disp*, *Sect*, *Bours*) ont été initialement intégrées dans l'ACP mais elles n'ont pas été retenues dans l'ACP finale (elles n'ont pas été associés à d'autres variables). Nous avons

décidé de réintégrer ces variables car les études antérieures ont souvent démontré qu'elles sont des déterminants significatifs des honoraires d'audit. Les autres variables ajoutées (*ComAud*, *Dual*, *Dec*, *TIC*) n'ont pas été intégrées dans l'ACP car elles sont dichotomiques.

3.4.2. Régressions des honoraires d'audit

Le modèle de régression des honoraires d'audit est estimé séparément pour les exercices 2002 et 2003 afin de générer les résidus de la régression qui seront utilisés dans les analyses ultérieures (équations 4 et 5). En effet, ces résidus représentent la variance des honoraires d'audit inexpliquée après avoir contrôlé les autres caractéristiques du client.

Les résultats des régressions des honoraires d'audit pour 2002 et 2003 sont présentés dans l'annexe D. Le R^2 ajusté est de 0,735 pour 2002 et de 0,749 pour 2003. Les variables *Taille*, *RentFin*, *Disp*, *Bours* sont significatives pour les deux années et dans le sens prévu (confirmation des hypothèses H1, H5, H7 et H9).

La variable *Dual* a un coefficient positif (conforme à l'hypothèse H11) mais il n'est significatif qu'en 2003. De même, la variable *RisqFin* a un coefficient positif (conformément à H3) et significatif en 2002. En revanche, le coefficient de cette variable est négatif en 2003 mais non significatif.

La variable *complex* a un coefficient négatif et est significative en 2003 ce qui contraire à nos prévisions (H2). Ce résultat surprenant peut-être expliqué par une mauvaise qualification de ce facteur issu de l'ACP c'est-à-dire que les variables intégrées dans ce facteurs ne reflètent pas (ou pas uniquement) la complexité mais d'autres caractéristiques de la société cliente.

A l'opposé de nos hypothèses H6 et H13, les variables *MtoB* et *TIC* ont des coefficients négatifs et significatifs. Ce résultat laisse présager que les commissaires aux comptes ne considèrent pas que les sociétés à forte opportunité de croissance (surtout pour celles exerçant dans le secteur des TIC) présentent systématiquement un risque plus élevé de manipulations comptables. S'agissant de la variable *TIC*, nous pouvons expliquer ce résultat par le fait que les entreprises évoluant dans le secteur des TIC sont significativement plus petites que les entreprises évoluant dans les autres secteurs d'activité (la corrélation entre *TIC* et *Taille* est significativement négative). Il serait donc intéressant d'isoler ces entreprises, en raison de leurs caractéristiques spécifiques, pour analyser les déterminants des honoraires d'audit (Gonthier et Schatt, 2005).

S'agissant de l'existence d'un comité d'audit, la variable *ComAud* a un coefficient positif et significatif ce qui confirme nos conclusions de l'analyse des corrélations (le comité d'audit augmente les exigences en matière d'audit ce qui implique des honoraires d'audit plus élevés).

Enfin, les variables *Sect*, *Dec* et *Litig* ne sont pas significatives pour les deux exercices bien que les deux dernières aient des coefficients dans le sens prévu. Nous pouvons alors en déduire que la diversification et la date de clôture de la société cliente ainsi que le risque de litiges n'ont donc pas un effet sur le montant des honoraires d'audit des sociétés de notre échantillon (infirmerie des hypothèses H4, H8 et H12).

3.4.3. Régressions des variations des honoraires d'audit

L'annexe E résume les résultats des régressions des variations des honoraires d'audit entre 2002 et 2003. L'analyse des résultats de ces régressions permet de développer les conclusions tirées du test de la variance.

Rappelons que pour chaque variable nous avons retenu la différence entre les valeurs en 2003 et 2002. De ce fait, certaines variables ont disparu du modèle soit parce qu'elle sont de nature à ne pas changer habituellement d'un exercice à une autre (*Dec* et *TIC*), soit car elles n'ont presque pas changé dans notre cas précisément (*Disp*, *Sect* et *Bours*).

Les modèles de régression des variations des honoraires d'audit intègrent aussi les résidus de la régression des honoraires d'audit pour 2002. Le raisonnement soutenu par notre modèle empirique est le suivant : après la publication des honoraires d'audit de 2002, si les clients estiment que les honoraires qu'ils ont supporté sont « surévalués » par rapport aux autres sociétés (dans ce cas, la variable *Res* aura des valeurs positives), ils vont exiger la réduction des honoraires en 2003 par rapport à 2002. De même, si les commissaires aux comptes jugent qu'ils ont « sous-évalué » leurs honoraires en 2002 par rapport aux honoraires de leurs confrères (dans ce cas, la variable *Res* aura des valeurs négatives), ils sont susceptibles d'augmenter leurs honoraires d'audit en 2003 par rapport à 2002.

Les résultats du modèle I (équation 4) montrent que le R^2 ajusté s'élève à 0,264. Les coefficients des variables Δ *Taille* et Δ *Complex* sont significatifs et positifs (conformément aux hypothèses). Le coefficient de la variable Δ *RisqFin* est aussi significatif mais négatif (contrairement aux prévisions). Les autres variables relatives à la société cliente ne sont pas significatives.

S'agissant de la variable *Res*, elle a un coefficient négatif (-0,103) et significatif au seuil 1% ce qui implique l'existence d'une association négative entre la variation des honoraires d'audit et les résidus des honoraires d'audit en 2002 conformément à notre raisonnement théorique. Ce coefficient peut être interprété comme suit⁸ : les honoraires d'audit sont ajustés négativement d'environ 0,1% en 2003 par rapport à 2002, pour chaque 1% d'honoraire « surprise » en 2002.

Pour le modèle II (équation 5), le R^2 ajusté est de 0,256. La signification des variables relatives aux sociétés clientes est identique à celle du modèle I (mêmes variables significatives et mêmes sens des coefficients). L'apport du modèle II est la décomposition de la variable *Res* en deux variables en distinguant (*ResPos*) les résidus positifs et les résidus négatifs (*ResNeg*). Les coefficients de ces deux variables sont supposés être négatifs. De plus, un test F permet d'examiner si les deux coefficients sont égaux et donc de décider si les commissaires aux comptes ou les clients jouissent d'un pouvoir de négociation plus fort.

Les résultats montrent que les coefficients des variables *ResPos* et *ResNeg* sont négatifs (-0,105 et -0,101 respectivement) et significatifs au seuil 10% (p-value est 0,092 et 0,085 respectivement). Le test F montre que $F = 1,327$ et $p = 0,055$. Au seuil de 5%, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients. La différence entre les deux coefficients n'est pas donc significative ce qui implique que ni les commissaires aux comptes, ni les clients n'ont un pouvoir de négociation plus élevé. Ce résultat montre que le pouvoir de négociation des clients pour exiger la baisse des honoraires d'audit est équivalent au pouvoir de négociation des commissaires aux comptes pour réclamer la hausse des honoraires.

Conclusions et perspectives de recherche

Cette étude examine l'effet de l'obligation de publier les honoraires d'audit sur les honoraires des périodes ultérieures. Les résultats empiriques sont conformes aux prédictions du modèle théorique. En se basant sur un échantillon de 130 sociétés non financières du SBF250, nous avons constaté que la variance des honoraires d'audit en 2003 est significativement inférieure à la variance des honoraires d'audit en 2002. Ce résultat montre que la divulgation des montants des honoraires d'audit permet d'améliorer la précision de la tarification des services d'audit.

La comparaison des pouvoirs de négociation des commissaires aux comptes en France et de leurs clients a permis de conclure que le processus d'ajustement des honoraires d'audit est symétrique.

Les résultats de cette recherche risquent d'intéresser les organismes de normalisation de l'audit. Particulièrement, ils démontent que l'efficience du marché d'audit peut être améliorée en réduisant le coût d'acquisition des informations par les acteurs sur le marché, en augmentant la concurrence, ou en améliorant le processus de production de l'audit.

Une étude longitudinale permettra de suivre les ajustements des honoraires d'audit les années suivantes et tester si ces ajustements continuent au même rythme ou ils s'arrêtent après quelques années. D'ailleurs, Francis et Wang (2005) montre dans leur étude sur le marché américain que ces ajustements s'atténuent d'une année à l'autre pour s'arrêter au bout de trois ans.

Notre étude a porté sur les honoraires d'audit sans tenir compte des honoraires versés par la société à ses commissaires aux comptes à titre des prestations accessoires. Certaines recherches ont montré qu'il existe une complémentarité entre les prestations d'audit légal et les services annexes (Firth, 1997). Il sera alors intéressant d'intégrer cette variable dans le modèle et examiner l'effet de la publication des montants des honoraires relatifs à ces prestations accessoires d'autant plus que l'étendue de ces prestations est en train de se rétrécir en vertu des nouvelles législations de plus en plus restrictives.

Enfin, nous avons pas tenu compte dans notre étude des caractéristiques des cabinets d'audit (taille, spécialisation, emplacement, etc.). Cependant, on peut s'attendre à ce que les grands cabinets (surtout les BIG4) jouissent d'un pouvoir de négociation avec leurs clients plus important que les autres cabinets de plus petites tailles et qu'ils adoptent des politiques de tarifications différentes. Il serait donc intéressant de comparer les résultats obtenus pour chaque catégorie d'auditeurs : les cabinets internationaux (BIG4), les grands cabinets nationaux (Majors) et les autres cabinets.

Notes

¹ La COB est l'organisme public chargé de la régulation de la place financière française. Elle a été fusionnée en 2003 avec le Conseil des marchés financiers pour former l'AMF (Autorité des Marchés Financiers).

² La loi de sécurité financière (n° 2003-706 du 1^{er} août 2003) a été adoptée par le Parlement français le 17 juillet 2003 afin de renforcer les dispositions légales en matière de gouvernance d'entreprise. La LSF est parue au JO n° 177 du 2 août 2003.

³ « *Disclosure response coefficient* » (Verrecchia, 2001, p.12).

⁴ Ces recherches se rapportent principalement aux pays anglo-saxons (Etats-Unis, Royaume Uni, Australie, Canada, etc.) et asiatique (Malaisie, Japon, Inde, etc.). Pour la France, voir Gonthier et Schatt (2005, 2007) et Le Maux (2004, 2007).

⁵ La réglementation française exige la nomination de deux commissaires aux comptes au moins. Dans notre échantillon, 18 sociétés ont plus que 2 commissaires aux comptes.

⁶ Afin de mieux capturer les coûts d'audit associés aux sociétés clientes exerçant dans plusieurs secteurs géographiques nous introduisons, à l'instar de Chan et al. (1993), cette variable basée sur l'indice de Herfindhal (1950) et elle fait appel aux informations sectorielles publiées par le client. Il s'agit de l'équation

suivante :
$$H = \sum_{i=1}^n S_i^2$$
 où S_i est la proportion du chiffre d'affaire du $i^{\text{ème}}$ secteur géographique par rapport au chiffre d'affaire total de la société cliente.

⁷ Il s'agit des variables suivantes : répartition du chiffre d'affaires, nombre de secteurs d'activité, nombre de lieux de cotation, existence d'un comité d'audit, séparation des fonctions de président et de directeur général.

⁸ La variable dépendante ($LHA_{2003} - LHA_{2000}$) est l'équivalent à $\ln(HA_{2003} / HA_{2000})$. Puisque les résidus des honoraires d'audit en 2002 sont aussi sous forme de \ln , les coefficients de Res , $ResPos$ et $ResNeg$ peuvent être interprétés comme le degré d'association entre 1% des horaires « surprises » en 2002 et le pourcentage de variation des honoraires d'audit en 2003 par rapport à 2002.

Bibliographie

- CHAN P., M. EZZAMEL et G. DAVID (1993), « Determinants of audit fees for quoted UK companies », *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 20, n° 6, pp. 765-786.
- CHAN D. K. (1999), « “Low balling” and efficiency in a two-period specialization model of auditing competition », *Contemporary Accounting Research*, vol. 16, winter, pp. 609-642.
- DEFOND M., K. RAGHUNANDAN et K. R. SUBRAMANYAM (2002), « Do nonaudit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions », *Journal of Accounting Research*, vol. 40, septembre, pp. 1247-1274.
- DYE R. A. (1991), « Informationally motivated auditor replacement », *Journal of Accounting and Economics*, vol. 14, décembre, pp. 347-374.
- FIRTH M. (1997), « The provision of nonaudit services by accounting firms to their audit clients », *Contemporary Accounting Research*, vol. 14, summer, pp. 1-21.
- FRANCIS J. R. et D. WANG (2005), « Impact of the SEC's Public Fee Disclosure Requirement on Subsequent Period Fees and Implications for Market Efficiency », *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, vol. 24, supplement, pp. 145-160.
- FRANKEL R. M., M. F. JOHNSON et K. K. NENSON (2002), « The relation between auditors' fees for nonaudit services and earnings management », *The Accounting Review*, vol. 77, supplement, pp. 71-105.
- GONTHIER-BESACIER N. et A. SCHATT (2005), « Quels sont les déterminants de la rémunération des auditeurs ? Le cas français », 26^{ème} congrès de l'AFC, Lille.
- GONTHIER-BESACIER N. et A. SCHATT (2005), « Determinants of audit fees for French quoted firms », *Managerial Auditing Journal*, vol. 22, n° 2, pp. 139-160.
- HACKENBRACK K. et C. HOGAN (2005), « Client retention and engagement-level pricing », *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, mai, pp. 7-20.
- HAY D., R. KNECHEL et V. LI (2006), « Non-audit Services and Auditor Independence : New Zealand Evidence », *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 35, n° 5-6, pp. 715-734.

- HAY D., W.R KNECHEL. et N.WONG (2004), « Audit fees : a meta-analysis of the effect of supply and demand attributes », Contemporary Accounting Research, vol. 23, n°1, pp. 141-191.
- HERFINDHAL O.C., (1950), « Concentration in the U.S. steel industry », dissertation, Columbia University.
- LE MAUX J. (2004), « Le co-commissariat aux comptes à la française », Revus française de comptabilité, n°366, mai, pp.34-38
- LE MAUX J. (2007), « Honoraires de conseil et gestion des résultats : Etude du cas français », 28^{ème} congrès de l'AFC, Poitiers.
- REYNOLDS J. K., D. DEIS et J. FRANCIS (2004), « Professional service fees and auditor objectivity », Auditing: A Journal of Practice & Theory, vol. 23, Mars, pp. 29-52.
- RUDDOCK C., S. J. TAYLOR et S. L. TAYLOR (2006), « Nonaudit Services and Earnings Conservatism: Is Auditor Independence Impaired? », Contemporary Accounting Research, vol. 3, n° 3, pp. 701-746.
- SIMUNIC D. A. (1980), « The pricing of audit services: Theory and evidence », Journal of Accounting Research, vol. 22, n°3, pp.161-90.
- VERRECCHIA R. E. (2001), « Essays on disclosure », Journal of Accounting and Economics, vol. 32, décembre, pp. 97-180.

ANNEXES

Annexe A : Statistiques descriptives

	2002			2003		
	Moyenne	Médiane	Ecart-type	Moyenne	Médiane	Ecart-type
Honoraires d'audit (K€)	3 324,5	794,5	5 966,8	3 214,0	892,0	4 980,1
Partie I : Données brutes Utilisées pour l'analyse en composantes principales						
Total actifs (M€)	8 034,7	1 025,7	17 501,6	7 619,4	1 079,5	16 220,4
Chiffre d'affaires (M€)	6 715,9	936,2	14 709,0	6 277,2	888,7	14 021,9
Effectif	34 790,4	6 924,5	65 267,1	34 379,8	6 774,0	65 984,7
Capitaux propres (M€)	1 689,9	269,5	3 963,9	1 763,4	288,8	3 749,1
Capitalisation boursière (M€)	4 657,3	619,0	11 496,2	4 766,4	595,1	12 126,0
Liquidité de la société	,478	,243	,726	,445	,268	,608
Solvabilité de la société	,734	,519	,872	,669	,504	,686
(Stocks + Créances) / Total actifs	,357	,351	,149	,3533	,344	,149
Actifs courants / Total actifs	,530	,519	,187	,532	,520	,187
Accruals totaux / Total actifs	,440	,0595	3,011	1,050	,060	9,628
Actionnaires minoritaires	,450	,447	,247	,450	,447	,247
Rotation des actifs	1,010	,970	,424	,991	,965	,420

Partie II : Données utilisées dans les modèles de régression

Ln (Honoraires d'audit)	6,914	6,677	1,603	6,997	6,793	1,551
Taille	,000	-,337	1,000	,000	-,337	1,000
Complexité	,000	,008	1,000	,000	-,27572	1,000
Risque financier	,000	,243	1,000	,000	-,0442	1,000
Litigation Risk	,000	-,090	1,000	,000	-,0987	1,000
ROE = Résultat net /Capitaux propres	,078	,096	,573	-,503	,084	5,581
Market-to-book	2,490	2,066	4,980	3,578	2,23818	9,928
Dispersion de l'activité	,358	,410	,248695	,358	,410	,247
Nombre de secteurs d'activité	3,26	3,000	1,602	3,26	3,00	1,602
Nombre de lieux de cotation	2,02	1,000	1,937	2,02	1,00	1,937
Existence d'un comité d'audit	,610	1,000	,490	,650	1,00	,480
Dualité	,670	1,000	,472	,660	1,00	,475
Clôture au 31 décembre	,850	1,000	,355	,850	1,00	,355
Secteur des TIC	,270	,000	,445	,270	,000	,445

Annexe B : Corrélations

	LHA	Taille	Complex	RisqFin	Litig	RentFin	MtoB	Disp	Sect	Bours	ComAud	Dual	Dec	TIC
LHA	1,000	,680**	-,130	,291**	,115	-,109	-,042	,407**	,149	,564**	,549**	-,002	,152	-,354**
Taille		1,000	,000	,000	,000	-,022	-,010	,209*	,086	,420**	,334**	,092	,127	-,167*
Complex			1,000	,000	,000	-,055	,108	-,074	-,075	-,199*	-,219*	,147	,083	,137
RisqFin				1,000	,000	,042	,013	-,159	,096	,080	,145	-,120	,165	-,357**
Litig					1,000	-,141	-,047	,101	,045	,079	,170	,076	,024	,189*
RentFin						1,000	-,409**	-,004	-,075	-,122	-,059	-,042	,167	,037
MtoB							1,000	,049	-,022	-,023	,094	-,053	,021	,158
Disp								1,000	,067	,279**	,271**	,009	-,048	-,068
Sect									1,000	,174*	,033	-,172	,109	-,165
Bours										1,000	,341**	,099	,015	-,131
ConAud											1,000	-,029	,114	-,187*
Dual												1,000	,079	,058
Dec													1,000	-,043
TIC														1,000

** La corrélation est significative au niveau 0.01 (bilatéral).

* La corrélation est significative au niveau 0.05 (bilatéral).

Annexe C : Résultats de l'analyse en composantes principales

Indice KMO et test de Bartlett		2002	2003
Mesure de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin.		,665	,659
Test de sphéricité de Bartlett	Khi-deux approximé	1003,007	1216,614
	ddl	66,000	66,000
	Signification de Bartlett	,000	,000

Matrice des composantes après rotation ^a								
	2002				2003			
	Composante				Composante			
	1	2	3	4	1	2	3	4
Chiffre d'affaires	,961	-,101	-,049	,049	,963	-,007	-,085	,044
Total actifs	,882	-,122	-,175	,069	,938	-,094	,002	,000
Capitalisation boursière	,851	,006	-,100	-,034	,921	-,132	-,086	,065
Capitaux propres	,846	,021	-,009	-,013	,870	-,103	,031	-,042
Effectif	,738	-,194	-,115	,122	,740	-,074	-,169	,138
Liquidité de la société	-,077	,917	-,131	,016	-,109	,899	-,175	,003
Solvabilité de la société	-,143	,874	-,126	-,003	-,121	,849	,414	,132
(Stocks + Créances) / Total actifs	-,109	-,172	,874	,062	-,081	-,291	,661	-,053
Actifs courants / Total actifs	-,122	,546	,765	,069	-,047	-,059	,923	,065
Rotation des actifs	-,112	-,297	,698	-,029	-,141	-,112	,869	-,072
Accruals totaux / Total actifs	-,144	-,036	,038	,839	-,129	,031	-,027	,776
Actionnaires minoritaires	,370	,076	,025	,662	,317	-,001	,041	,731

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

Méthode de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

a. La rotation a convergé en 5 itérations.

Annexe D : Modèle de régressions des honoraires d'audit

Variable dépendante : Ln (Honoraires d'audit)

Variables	Signe prévu	2002		2003	
		Coeff.	t	Coeff.	t
(constante)	?	5,756	18,590 ***	5,943	20,402 ***
Taille	+	,743	8,748 ***	,643	8,263 ***
Complex	+	-,023	-,287	-,288	-3,657 ***
RisqFin	+	,391	4,678 ***	-,055	-,754
Litig	+	,065	,819	,113	1,547
RentFin	-	-,337	-2,242 **	-,032	-2,415 **
MtoB	+	-,033	-1,907 *	-,022	-3,047 ***
Disp	+	1,552	4,788 ***	1,340	4,373 ***
Sect	+	-,013	-,261	-,052	-1,148
Bours	+	,154	3,371 ***	,196	4,716 ***
ComAud	?	,644	3,642 ***	,700	4,238 ***
Dual	+	,148	,903	,266	1,754 *
Dec	+	,282	1,286	,348	1,637
TIC	+	-,339	-1,741 *	-,601	-3,393 ***
<i>R² ajusté</i>		0,735		0,749	
<i>F</i>		28,493 ***		30,649 ***	
<i>n</i>		130		130	

*, ** et *** représentent la significativité au seuils de 10%, 5% et 1%, respectivement.

Annexe E : Modèle de régressions des variations des honoraires

Variable dépendante : Variation Ln (Honoraires d'audit)

Variables	Signe prévu	Modèle I		Modèle II	
		<i>Coeff.</i>	<i>t</i>	<i>Coeff.</i>	<i>t</i>
(constante)	?	,088	3,450 ***	,090	2,220 **
Δ Taille	+	,275	1,637 ***	,275	1,629 ***
Δ Complex	+	-,092	-2,238 **	-,092	-2,229 **
Δ RisqFin	+	,070	1,734 *	,070	1,726 *
Δ Litig	+	,128	,764	,128	,755
Δ RentFin	-	-,003	-,714	-,003	-,710
Δ MtoB	+	-,003	-1,585	-,003	-1,565
Δ ComAud	+	,120	,917	,120	,912
Δ Dual	+	-,087	-,302	-,089	-,302
Res	-	-,103	-3,059 ***		
Respos	-			-,105	-1,567 *
Resneg	-			-,101	-1,739 *
<i>R² ajusté</i>		0,264		0,256	
<i>F</i>		1,984 **		1,771 *	
<i>N</i>		130		130	

*, ** et *** représentent la significativité au seuils de 10%, 5% et 1%, respectivement.